

文章编号: 1002-1566(2022)02-0349-17
DOI: 10.13860/j.cnki.sltj.20211130-024

利率期限结构中的隐含信息：基于非张成因子的研究

陈蓉^{1,2} 冯智杰¹ 郑振龙²

(1. 厦门大学经济学院金融系, 福建 厦门 361005; 2. 厦门大学管理学院财务学系, 福建 厦门 361005)

摘要: 主流的宏观金融模型都假定经济因子会作为定价因子完全反映在利率曲线的横截面上, 所有经济变量信息都可以被利率曲线张成, 这往往与经济直觉相悖。在国内外非张成因子研究的基础上, 该文深入探索中国利率期限结构中的非张成因子, 通过回归和自举法, 发现反映经济增长的工业增加值同比在实证上具有统计显著性, 并在实证检验的基础上进行模型和理论创新, 构造具有隐含非张成因子和通胀状态因子的非张成利率期限结构模型, 并基于非张成因子对名义利率进行分解、提取隐含信息。进一步地, 通过模型估计和比较, 发现该文模型具有较好的解释性, 通过该文模型提取的实际利率、通胀预期、期限溢酬等隐含信息, 有助于解释“格林斯潘之谜”, 进而有效管理和应对“格林斯潘之谜”。

关键词: 利率期限结构; 非张成因子; 期限溢酬

中图分类号: F830, O212

文献标识码: A

Implied Information in the Interest Rate Term Structure: A Study Based on the Unspanned Factor

CHEN Rong^{1,2} FENG Zhi-jie¹ ZHENG Zhen-long²

(1. Department of Finance, School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. Finance Department, School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: Mainstream macro-finance models assume that economic factors are fully reflected in the cross-section of the yield curve as pricing factors, and that all information on economic variables can be spanned by the yield curve, which is often contrary to economic intuition. On the basis of the research on unspanned factor at home and abroad, this paper deeply explores the unspanned factors in the interest rates term structure in China, and finds that the industrial added value reflecting economic growth is statistically significant through regression and bootstrap methods. On the basis of empirical test, the model and theoretical innovation are carried out to construct the unspanned model with hidden unspanned factor and inflation factor. Furthermore, this paper decomposes the nominal interest rate and exacts the implied information based on the unspanned factor. Furthermore, through model estimation and comparison, it is found that the model has a better explanatory power, and the implied information

收稿日期: 2020年12月28日 **收修改稿日期:** 2021年9月14日 **通讯作者:** 郑振龙, zzheng@xmu.edu.cn

基金项目: 国家自然科学基金 (72071168, 71871190, 71790601)。

extracted from the model, such as real interest rate, inflation expectations and term premiums, helps to explain the “Greenspan’s conundrum”, and is useful to manage and deal with the “Greenspan’s conundrum”.

Key words: interest rate term structure; unspanned factor; term premium

0 引言

利率期限结构中蕴含着丰富的可资利用的信息。无论在宏观经济决策还是在微观投融资决策中,利率都是至关重要的决策变量,因而也蕴含了丰富的信息。然而,由于每个时刻的利率期限结构并非标量,而是一条无限维的曲线,从中分离和提取隐含的信息并不容易,需要合理而易于处理的理论模型。基于利率期限结构模型的最新研究,本文针对中国市场,发展了一个非张成的利率期限结构模型,发现其能更好地解释现实和提取信息,用于辅助经济决策。

“非张成”(unspanned)模型,是近年来利率期限结构领域最新的研究方向之一。早期的动态利率期限结构模型虽然可以从数量上很好地刻画利率期限结构,但却难以与实际经济金融变量联系起来,从而也就无法提炼出具有经济意义的隐含信息。Ang 和 Piazzesi (2003)^[1]结合动态利率模型与 VAR 方法提出的无套利 VAR 模型改变了这一状态,开创了被称为“宏观金融模型”的研究。但主流的宏观金融模型都假定经济因子会作为定价因子完全反映在利率曲线的横截面上,在市场完全的情况下,所有经济变量信息都可以被利率曲线张成(Span)。这实际上蕴含着与经济直觉相悖之处:一方面,客观的经济金融变量如果完全被利率曲线张成,意味着不再含有利率期限结构之外的信息;另一方面,未来利率和债券超额收益都包含着和当前利率一样的信息,用当前利率曲线的横截面信息就可以完全预测未来利率和债券超额收益。这两种情况与现实并不吻合。

近年来,关于利率期限结构非张成的研究逐渐发展起来,Bauer 和 Hamilton (2018)^[2]称之为“张成假说”(Spanning Hypothesis)。最新的研究显示,在可观测的经济变量中,存在一些没有完全反映在收益率曲线横截面上、但却有助于预测未来利率和债券超额收益的因子,这些因子被称为非张成因子(Unspanned Factor),例如,Cooper 和 Priestley (2009)^[3]提出的产出缺口、Joslin 等 (2014)^[4]提出的经济增长和通货膨胀预期、Greenwood 和 Vayanos (2014)^[5]提出的债券供给量、Ludvigson 和 Ng (2009)^[6]由大量宏观因子中提取的主成分因子,等等。如果在宏观金融模型中不考虑非张成因子的存在和影响,可能会导致模型误设、结果被扭曲(Kim, 2007^[7]; Cooper 和 Priestley, 2009^[3]; Ludvigson 和 Ng, 2009^[6]; Wright, 2011^[8]; Duffee, 2011^[9]; Li 等, 2011^[10]; Gürkaynak 和 Wright, 2012^[11]; Joslin 等, 2014^[4]; Greenwood 和 Vayanos, 2014^[5]; Cieslak 和 Povala, 2015^[12]; Coroneo 等, 2016^[13])。

但是,张成假说在国外的研究中尚未形成一致结论。Bauer 和 Rudebusch (2016)^[14]、Bauer 和 Hamilton (2018)^[2]认为以往的张成假说实证研究忽视了期限重叠、小样本偏误和内生性问题,对张成假说的实证提出了质疑,并提出“张成之谜”(Spanning Puzzle)。

在国内的研究中,很少有文献对非张成因子问题进行研究。就作者所知,只有郑振龙等 (2016)^[15]、牛霖琳等 (2016)^[16]、杨镇瑀等 (2017)^[17]、苏云鹏等 (2019)^[18]等若干文献有提及。其中,郑振龙等 (2016)^[15]基于五因子实质仿射模型提取先验债券风险溢酬的潜藏因子(即非张成因子)进行实证研究,但是先验债券风险溢酬反映的是风险预期,而国外张成假说中一般采用后验债券风险溢酬(即债券超额收益)进行实证检验,债券超额收益反映的是投资者所要求的风险补偿,所以实证检验的结果或存在不同。除此之外,还有牛霖琳等 (2016)^[16]、杨镇瑀

等 (2017)^[17] 将非张成因子应用于城投债风险、中美跨境期限溢酬溢出等不同领域的研究，苏云鹏等 (2019)^[18] 认为从随机波动率 HJM 模型提取的随机波动率是一个非涵盖因子 (即非张成因子)。但这些文献默认了非张成因子的存在，并将非张成利率期限结构模型应用于特定领域的研究，缺乏实证检验，并未对中国市场是否确实存在非张成因子、什么是中国市场的非张成因子等相关问题进行深入研究，也不是基于非张成因子研究利率期限结构的隐含信息问题。

另一方面，利率期限结构中通常含有很多重要的预期信息 (郑振龙, 2012)^[19]，利率期限结构蕴含的信息具有前瞻性、及时性、真实性的优点。尤其宏观金融模型常常被用来研究利率期限结构中的宏观经济信息，例如曾耿明和牛霖琳 (2013)^[20]、郑振龙等 (2018)^[21] 利用宏观金融模型从名义利率分解出实际利率、通货膨胀预期和通货膨胀风险溢酬，但是他们的实际利率和名义利率同时会受到通货膨胀因子的影响，而且名义利率分解方式和利率期限结构的经典研究并不一致。

与现有的研究相比，本文的工作内容和贡献主要有以下几个方面：

首先，我们采用 2009 年 1 月至 2018 年 12 月国债即期利率月度最后一日和经济变量等数据作为样本区间，通过基本的多元线性回归、自举法 (Bootstrap) 和宏观张成条件 (Macro-Spanning Condition) 等不同方法探索中国利率期限结构中存在的非张成因子，就我们所见，本文应是初次深入全面地对中国市场上的非张成特征进行研究的论文。中国市场自有其与国外市场不同的特征，但迄今为止未有文献深入探讨中国市场非张成因子这一问题，本文的研究提供了中国市场非张成因子研究的稳健证据。

第二，我们在实证检验结果的基础上，借鉴和继承现有的研究，针对中国市场，构建起了符合中国市场特征的以工业增加值同比的部分信息为隐含非张成因子、并引入通胀因子的非张成利率期限结构模型。与目前文献中常见的张成因子模型相比，本文的模型引入了非张成因子；与现有的非张成因子模型相比，本文模型的不同之处则在于：一方面，本文模型中符合中国市场特征的工业增加值同比包含了利率曲线定价因子和隐含非张成因子，另一方面，本文的模型对前三个不可观测的定价因子进行了设定，将其中一个因子设定为具有经济含义的通胀因子，从而使得模型更具经济意义。在后续的实证检验中发现，本文模型在拟合度和隐含信息提取方面均具有优势。

第三，在验证模型的合理性之后，本文探索了新模型的可能应用，发现基于本文模型提取的实际利率、通胀预期、期限溢酬等隐含信息，可以较好地解释经济运行情况和“格林斯潘之谜”，从而可以从货币政策和市场通胀预期两个角度管理和应对“格林斯潘之谜”。

本文剩余部分组织如下：第 1 节通过实证检验探索中国市场中的非张成因子；第 2 节构造了包含通胀因子的非张成利率期限结构模型，并对非张成因子进行理论上分析；第 3 节对本文模型进行参数估计、模型比较和应用研究；第 4 节是结论。

1 中国市场中的非张成因子

在本小节中，我们采用相关经济变量数据和具有代表性的国债即期利率数据——中央国债登记结算有限责任公司编制的 1 至 10 年期中债国债即期利率月度数据 (下称“即期利率”) 进行实证研究，本文的样本区间为 2009 年 1 月至 2018 年 12 月，采用的是每个月最后一个工作日数据。为研究需要，即期利率转换为连续复利形式，经济变量的同比增长率也转换为对数收益率的形式，同时去除了季节因素。除了信贷产出缺口比来自国际清算银行 (BIS) 官方网站

之外,其他经济变量和即期利率数据均来自 Wind 数据库。

首先,如前所述,在国内的研究中,郑振龙等(2015)^[15]等借助五因子实质仿射模型提取模型先验债券风险溢价,可能受到模型设定的影响,和郑振龙等(2015)^[15]的实证方法不同,我们采用现有国际研究中的主流方法(Cochrane和Piazzesi(2005)^[22]、Joslin等(2014)^[4]、Bauer和Hamilton(2018)^[2]等),进行非张成假说检验,考察中国是否存在非张成因子,而目前国内还缺乏这样的实证检验:以持有1年的债券超额收益率均值 $\bar{r}x_{t+1}$ 作为因变量,以可能成为非张成因子的经济变量 E_t 作为自变量,以利率曲线的主成分因子 $PC_{1,t}$ 、 $PC_{2,t}$ 、 $PC_{3,t}$ 为控制变量,建立多元线性回归模型,

$$\bar{r}x_{t+1} = a + bE_t + cPC_t + \bar{\varepsilon}_{t+1}, \quad (1)$$

其中, $\bar{r}x_{t+1}$ 是 n 年期债券($n=2, \dots, 10$)持有1年的超额收益率 rx_{t+1}^n 的均值,如下式:

$$\bar{r}x_{t+1} = \frac{1}{9} \sum_{n=2}^{10} rx_{t+1}^n,$$

$$rx_{t+1}^n = ny_t^n - (n-1)y_{t+1}^{n-1} - y_t^1,$$

上式中, y_t^n 和 y_t^1 分别表示 t 时刻的 n 年期和1年期即期利率, y_{t+1}^{n-1} 表示1年后的 $n-1$ 年期即期利率; E_t 是可能成为非张成因子的经济变量; PC_t 为三个主成分因子($PC_{1,t}$ 、 $PC_{2,t}$ 、 $PC_{3,t}$)。

在模型式(1)的回归中,如果在控制利率曲线的信息(PC_t)之后,候选经济变量(E_t)的回归系数不显著,说明 E_t 蕴含的信息都已经反映在同期的利率曲线中,该变量不含有对未来债券超额收益具有预测力的额外信息,是张成因子;反之,则说明其为非张成因子。

表 1 非张成因子检验

	主成分	通货膨胀	经济增长	货币政策	金融市场			宏观审慎	信用债利差	
	主成分	CPI 同比	工业增加值同比	社会融资同比	汇率同比	沪深 300 同比	债券供给量同比	信贷同比	城投债利差	企业债利差
E_t		-0.138 (0.231)	-0.174*** (0.057)	-0.006 (0.005)	-0.161* (0.093)	0.013 (0.014)	-0.0004 (0.006)	-0.009 (0.110)	-0.725 (0.634)	-0.306 (0.818)
PC_1	1.109*** (0.171)	1.156*** (0.185)	1.102*** (0.152)	1.038*** (0.181)	0.974*** (0.173)	1.064*** (0.181)	1.092*** (0.179)	1.080*** (0.239)	1.174*** (0.169)	1.129*** (0.179)
PC_2	2.694*** (0.582)	2.602*** (0.598)	3.279*** (0.534)	2.810*** (0.606)	2.137*** (0.680)	2.582*** (0.634)	2.695*** (0.588)	2.711*** (0.599)	3.164*** (0.729)	2.775*** (0.645)
PC_3	-3.523 (2.274)	-2.969 (2.501)	-2.269 (1.964)	-3.687 (2.289)	-5.359** (2.468)	-2.181 (2.216)	-3.586 (2.334)	-3.594 (2.342)	-1.813 (2.609)	-3.259 (2.413)
Adj. R^2	0.537	0.536	0.569	0.540	0.545	0.544	0.532	0.525	0.545	0.533

注:***、**和*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平下拒绝原假设,括号内表示为Newey-West标准误。(下同)

在经济变量 E_t 的选择上,与通货膨胀、经济增长、货币政策、金融市场相关的经济变量显然与利率变化密切相关,在国外非张成因子的研究中广泛被采用(如Ludvigson和Ng(2009)^[6]、Joslin等(2014)^[4]、Greenwood和Vayanos(2014)^[5]等)。因此我们分别对通货膨胀类指标、经济增长类指标、货币政策类指标、金融市场类指标是否非张成因子进行了考察。同时,在我国,宏观审慎监管政策往往也对债券市场产生显著影响(魏瑄,2018)^[23],但之前未有学者将其作为非张成因子进行考察,因此我们也检验了宏观审慎类变量,指标的构造借鉴了宏观

审慎领域的相关研究,如刘志洋(2014)^[24]、肖立伟(2018)^[25]等。另外,牛霖琳等(2016)^[16]直接将我国城投债风险作为非张成因子进行研究,但并未对其是否为非张成因子进行验证,因此我们也借鉴其方法构造城投债风险指标和企业债风险指标进行检验,信用利差反映市场中的信用风险和流动性风险。表1报告了模型1的代表性实证结果。

可以看到:首先,在中国市场上,经济增长指标具有显著的非张成特征,其他经济和市场变量则基本不具有非张成性质。只有经济增长指标(以工业增加值同比为代表,还包括由于篇幅限制、未在文中列出的工业增加值同比预测、PMI同比等指标,回归结果基本一致)具有显著的非张成特征(显著性水平为1%),其信息并未完全反映在同期的利率曲线中,而是包含了对未来债券超额收益具有显著预测力的额外信息,其调整 R^2 也是所有指标中最高的。此外,汇率变动信息也在10%的显著性水平上具有微弱的非张成特征。

第二,以工业增加值同比为代表的经济增长指标的回归系数在1%的水平上显著为负,意味着本文样本期内的利率风险溢酬与经济增长是反向变动的。从经济内涵来解读,债券超额收益均值 $\bar{r}x_{t+1}$ 是利率风险溢酬的后验代理变量(Kim和Wright,2005^[26];郑振龙和吴颖琳等,2009^[27]),显著为负的回归系数意味着当前经济状况越好,投资者所要求的债券风险溢酬越低;当前经济状况越差,投资者所要求的债券风险溢酬越高,这一结果符合经济直觉。

总之,表1的结果表明,中国的无风险利率期限结构中包含了非常丰富的经济和金融信息,但经济增长中仍有部分信息并未被利率曲线张成。尽管已经初步得到结论,为保证结果的稳健性,我们分别从计量和经济角度加以验证。

首先,我们借鉴Bauer和Hamilton(2018)^[2]的自举法(bootstrap)改进前述回归中可能存在的计量问题。Bauer和Hamilton(2018)^[2]认为验证非张成假说的传统方法存在内生性、样本重叠、小样本偏误等计量问题。为避免这些计量问题造成的结果偏差,我们通过蒙特卡洛模拟,产生3000个模拟数据进行自举法检验(限于篇幅,具体结果可向作者索取)。结果显示,包括汇率同比在内的其他经济变量都没有经过检验,只有工业增加值同比指标通过了自举法的检验,Bootstrap统计量为3.136,P值为0.041,表现出显著的非张成特征。

其次,我们借鉴Joslin等(2014)^[4]提出的宏观张成条件(Macro-Spanning Condition)进行经济验证。Joslin等(2014)^[4]指出,从经济含义上说,如果一个经济变量 E_t 含有利率曲线主成分因子之外的额外信息,而且这一额外信息对未来债券超额收益具有预测力,就意味着该变量并未被利率曲线完全张成,是非张成因子。其基本逻辑可以表达为如下实证模型:

$$E_t = \gamma_0 + \gamma_1 PC_t + OM_t,$$

$$\bar{r}x_{t+1} = a + bOM_t + cPC_t + \bar{\varepsilon}_{t+1},$$

其中,上式中的 OM_t 就是剔除利率曲线信息 (PC_t) 之后 E_t 中的剩余信息。基于这一逻辑,我们对前述研究筛选出的工业增加值同比指标进行了经济验证,结果报告在表2中。

表2 工业增加值同比非张成性质的经济检验

	$PC_{1,t}$	$PC_{2,t}$	$PC_{3,t}$	工业增加值同比 OM_t	调整 R^2
工业增加值同比	0.0052 (0.3581)	3.4687*** (1.1359)	8.1099** (3.7714)		0.236
超额收益均值	1.101*** (0.152)	2.677*** (0.510)	-3.677 (2.173)	-0.174*** (0.057)	0.569

表2进一步证实:利率曲线中部分地反映了工业增加值的信息,但只能解释其中23.6%的信息,剩余信息 OM_t 对未来一年债券超额收益均值仍然具有显著预测力,而从这个检验结果,我们也可以看出,实际上,工业增加值同比包含了两个部分:一个部分是以主成分因子代

表的利率曲线定价信息,另一部分是利率曲线外具有预测债券超额收益的信息,即 OM_t 是真正的非张成部分,这也是下文模型构造的依据。

2 模型设定

2.1 模型构造

基于前述研究结论,工业增加值同比不仅仅包含了利率曲线的信息,还包含了利率曲线以外具有预测债券超额收益的非张成信息,我们根据这样的实证结果进行模型构造,与现有同类研究相比,本文的模型包括两个方面的拓展:非张成因子的引入和利率因子体系的新设定。

模型中包含了 4 个不可观测的状态变量,设定如下,

$$x_t = (l_t, q_t, \pi_t, h_t)' = \begin{pmatrix} f_t \\ h_t \end{pmatrix}, \quad (2)$$

其中,不可观测的状态变量分为两类:3 个张成因子 $f_t = (l_t, q_t, \pi_t)$ 和 1 个非张成因子 h_t 。

瞬时利率 r_t 设定为前三个状态变量 f_t 的仿射函数,

$$r_t = \delta_0 + \delta_f f_t + 0 \cdot h_t, \quad (3)$$

其中,系数 $\delta_f = (\delta_l, \delta_q, \delta_\pi)$,也就是说, f_t 是利率的张成因子,决定瞬时利率和债券价格。

可观测变量 $\hat{\pi}_t$ 和 \hat{I}_t 设定为,

$$\begin{pmatrix} \hat{\pi}_t \\ \hat{I}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \mu_{\hat{I}} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 & 0 \\ \varphi_{\hat{I}l} & \varphi_{\hat{I}q} & \varphi_{\hat{I}\pi} & \varphi_{\hat{I}h} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} l_t \\ q_t \\ \pi_t \\ h_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \nu_t^{\hat{\pi}} \\ \nu_t^{\hat{I}} \end{pmatrix}, \quad (4)$$

其中, $\hat{\pi}_t$ 和 \hat{I}_t 分别是通货膨胀和工业增加值同比的实际观测值,可以看到通胀观测值 $\hat{\pi}_t$ 的主要信息都反映在定价因子 π_t 上,我们称之为“通胀因子”,工业增加值同比的信息则同时反映在 4 个状态变量上,包括非张成因子 h_t 和 3 个张成因子 f_t ,这样的设定来自于本文的实证结果。

风险价格 Λ_t 设定为实质仿射形式,

$$\Lambda_t = (\Sigma_f)^{-1}(\lambda_0 + \lambda_f f_t + \lambda_h h_t), \quad (5)$$

其中, Λ_t 是时变的利率风险价格(3 维向量),是前述 4 个状态变量的仿射函数,其中

$$\lambda_0 = \begin{pmatrix} \lambda_{0l} \\ \lambda_{0q} \\ \lambda_{0\pi} \end{pmatrix}, \quad \lambda_f = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{qq} & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}, \quad \lambda_h = \begin{pmatrix} \lambda_{lh} \\ \lambda_{qh} \\ \lambda_{\pi h} \end{pmatrix}, \quad \Sigma_f = \begin{pmatrix} \sigma_l & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_q & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\pi \end{pmatrix}.$$

在现实测度和风险中性测度下,状态变量 x_t 均服从 VAR(1) 过程,

$$\begin{aligned} x_{t+1} &= \mu + \phi x_t + \Sigma \cdot \varepsilon_{t+1}, & \varepsilon_{t+1} &\sim N(0, I_4), \\ x_{t+1} &= \mu^Q + \phi^Q x_t + \Sigma^Q \cdot \varepsilon_{t+1}, & \varepsilon_{t+1} &\sim N(0, I_4), \end{aligned} \quad (6)$$

其中，上式刻画了 4 个状态变量在现实测度和风险中性定价测度下的时变特征，其中

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu_l \\ \mu_q \\ \mu_\pi \\ \mu_h \end{pmatrix}, \quad \phi = \begin{pmatrix} \phi_{11} & 0 & 0 & \phi_{14} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & 0 & \phi_{24} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{44} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} \end{pmatrix}, \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_l & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\pi & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_h \end{pmatrix},$$

$$\mu^Q = \begin{pmatrix} \tilde{\mu}_l \\ \tilde{\mu}_q \\ \tilde{\mu}_\pi \\ \tilde{\mu}_h \end{pmatrix}, \quad \phi^Q = \begin{pmatrix} \tilde{\phi}_{11} & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{\phi}_{21} & \tilde{\phi}_{22} & 0 & 0 \\ \tilde{\phi}_{31} & \tilde{\phi}_{32} & \tilde{\phi}_{33} & 0 \\ \tilde{\phi}_{41} & \tilde{\phi}_{42} & \tilde{\phi}_{43} & \tilde{\phi}_{44} \end{pmatrix}, \quad \Sigma^Q = \begin{pmatrix} \sigma_l & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\pi & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_h \end{pmatrix}.$$

本文与现有模型的不同之处主要体现在两个方面：

首先，与传统利率动态模型和经典宏观金融模型相比，本文模型的一个重要拓展是引入了非张成因子 h_t ， h_t 的信息主要源自工业增加值同比。从式 (3) 可以看到，由于系数为零，因子 h_t 并没有反映在每天的横截面利率曲线中；但在式 (5) 中， h_t 却是利率风险价格 Λ_t 的决定因素之一。这正是非张成因子的经济内涵：一个没有反映在当天债券价格或利率曲线中、但对风险溢价有影响的因子。进一步比较式 (6) 可以看出，前三个状态变量对非张成因子 h_t 的一阶自回归系数，在现实测度下非零，而在风险中性测度下为零，保证了模型的非张成性质。

其次，与现有的非张成因子模型相比，本文模型的不同之处则在于对前三个不可观测的定价因子进行了设定。本文借鉴 Dai 和 Singleton (2002)^[28]、曾耿明和牛霖琳 (2013)^[20]、郑振龙等 (2018)^[21]、Cieslak 和 Povala (2015)^[12]、Lee (2018)^[29] 等的研究，我们仅直接赋予 π_t 通货膨胀的信息，和前文检验一致，另外两个因子 l_t 和 q_t 则用于捕捉其他因素的综合影响；同时，在三个定价因子中，只有 q_t 对风险价格会造成时变的影响， l_t 和 π_t 的风险价格为常数（见式 (4)）；三个定价因子的协方差矩阵 Σ 为对角矩阵，但三个定价因子之间并非完全不相关，其相关性体现在式 (5) 一阶自回归系数矩阵 ϕ 中。

2.2 名义利率分解

在对利率进行分解和提取隐含信息时，得到的结果将和传统模型不同。具体推演如下：

众所周知，长期利率中包含着两个部分的信息：未来短期利率的预期和投资者承担利率风险所要求的风险溢价。Lee (2018)^[29] 和 Duffee (2018)^[30] 等给出了这一分解的精确表达，

$$y_t^m = \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} E_t(\hat{y}_{t+i}^1) + \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} E_t(\hat{\pi}_{t+i+1}) + \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} E_t(rx_{t+i+1}^{m-i}). \quad (7)$$

也就是说， t 时刻的 m 期利率 y_t^m 中的隐含信息可以分解为 3 部分：实际短期利率的预期 $\frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} E_t(\hat{y}_{t+i}^1)$ 、通胀预期 $\frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} E_t(\hat{\pi}_{t+i+1})$ 和期限溢价 $TP_t^m = \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} E_t(rx_{t+i+1}^{m-i})$ 。

将本文模型式 (2)-(6) 代入式 (7)，可以得到期限溢价和通胀预期的表达式分别为

$$TP_t^m = \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} E_t(rx_{t+i+1}^{m-i}) = \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} (\alpha_{m-i} + \beta_{m-i} \cdot \mathbf{x}_t),$$

$$\frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} E_t(\hat{\pi}_{t+i+1}) = \frac{1}{m} \sum_{i=0}^{m-1} (\gamma_i + \delta_i \mathbf{x}_t), \quad (8)$$

其中, α_{m-i} 、 β_{m-i} 、 γ_i 和 δ_i 都是模型式 (2)–(6) 各参数的函数 (限于篇幅, 可向作者索取)。

从式 (7)–(8) 可以看出本文模型拓展的意义在于:

(1) 期限溢酬和通胀预期都受到所有状态变量 \mathbf{x}_t 的影响, 其中包括非张成因子 h_t 。因此如果没有引入非张成因子, 隐含信息就会漏损 h_t (工业增加值中的非张成部分) 的影响;

(2) 如果没有将定价因子中的一个单独设定为通胀因子, 就无法将利率清晰直观地分解出实际利率预期、通胀预期和期限溢酬三个富有经济含义的部分。

3 实证研究

我们先介绍本文实证研究所采用的状态空间模型和卡尔曼滤波方法, 之后报告模型估计结果, 再基于估计结果对我国利率进行信息分解, 考察其内涵和应用价值。在整个实证研究过程中, 我们将对本文所提出的模型与两类模型进行比较: (1) 张成模型; (2) 未设定通胀因子的非张成模型, 以考察本文模型的拓展价值。

3.1 状态空间模型和卡尔曼滤波

本文采用状态空间模型和卡尔曼滤波方法对模型的风险中性参数、现实测度参数进行估计。根据前文的理论模型, 状态空间中的观测方程为,

$$Y_t = \begin{pmatrix} y_t^m \\ \hat{\pi}_t \\ \hat{I}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \tilde{A}_m \\ 0 \\ \mu_{\hat{I}} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \tilde{B}_m^l & \tilde{B}_m^q & \tilde{B}_m^\pi & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \varphi_{\hat{I}l} & \varphi_{\hat{I}q} & \varphi_{\hat{I}\pi} & \varphi_{\hat{I}h} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} l_t \\ q_t \\ \pi_t \\ h_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \nu_t^y \\ \nu_t^{\hat{\pi}} \\ \nu_t^{\hat{I}} \end{pmatrix}.$$

也就是说, 本文模型中的观测数据包括市场即期利率 y_t^m ($m = 1, 2, \dots, 10$ 年)、通胀率同比 $\hat{\pi}_t$ 、工业增加值同比 \hat{I}_t 。其中, \tilde{A}_m 对应于即期利率 y_t^m 的常系数, \tilde{B}_m^l 、 \tilde{B}_m^q 和 \tilde{B}_m^π 是对应于 l_t 、 q_t 和 π_t 的系数, 因为 y_t^m 不受到 h_t 的影响, 所以对应 h_t 的系数为 0 (限于篇幅, 债券价格具体形式可向作者索取); $\hat{\pi}_t$ 是存在观测误差的通货膨胀率观测值, 主要信息体现在通胀因子 π_t 上, 残差项 $\nu_t^{\hat{\pi}} \sim N(0, \sigma_{\hat{\pi}}^2)$, $\sigma_{\hat{\pi}}$ 用以衡量通货膨胀率的观测误差; \hat{I}_t 是存在观测误差的工业增加值同比, $\mu_{\hat{I}}$ 是常系数, $\varphi_{\hat{I}l}$ 、 $\varphi_{\hat{I}q}$ 、 $\varphi_{\hat{I}\pi}$ 和 $\varphi_{\hat{I}h}$ 是对应不同隐含状态变量的系数, 残差项 $\nu_t^{\hat{I}} \sim N(0, \sigma_{\hat{I}}^2)$, $\sigma_{\hat{I}}$ 用以衡量工业增加值的观测误差; 即期利率残差项 $\nu_t^y \sim N(0, \sigma_y^2)$, σ_y 用以衡量即期利率的观测误差, 和曾耿明和牛霖琳 (2013)^[20]、郑振龙等 (2018)^[21] 等相关文献设定一致, 假定不同期限即期利率具有相同的观测误差, 同时即期利率和通货膨胀率、工业增加值同比具有不同的观测误差。即期利率和通胀率、工业增加值的相关性主要体现在 4 个共同的因子上, 因此将残差项设为不相关。

与主流文献一致, 模型式 (2) 中的 4 个状态变量 $\mathbf{x}_t = (l_t, q_t, \pi_t, h_t)'$ 满足一阶 VAR 过程,

$$\mathbf{x}_t = \mu + \phi \mathbf{x}_{t-1} + \Sigma \cdot \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, I_4).$$

对于上述状态空间模型, 本文采用卡尔曼滤波方法进行估计。

3.2 模型估计

模型估计所选取的利率数据和前文一致, 仍然是来自 Wind 数据库 2009 年 1 月到 2018 年 12 月近 10 年期间 1 到 10 年期中债国债即期利率数据、通胀同比数据和工业增加值同比数

据。为了增加样本量，我们均将年化数据除以 12 转为月数据进行研究。模型参数估计结果报告在表 3 中。

其中，现实测度下 VAR 过程经过平稳性检验，特征方程的根都落在单位圆内，说明满足平稳性条件。式 (5) 中 λ_{0h} 无法估计，但是不妨碍模型的应用，另一方面，式 (5) 中风险价格 $\lambda_h = (\lambda_{lh} \lambda_{qh} \lambda_{\pi h})' = (\phi_{14} \phi_{24} \phi_{34})'$ 。由现实测度下模型参数和风险价格即可以得到风险中性测度下模型参数。对比曾耿明和牛霖琳 (2013)^[20]、牛霖琳和林木材 (2017)^[31]、郑振龙等 (2018)^[21] 等相关文献，模型参数的取值范围较为合理。

表 3 模型参数的估计结果 [3pt]

瞬时利率系数					VAR 过程常数				
r_t	δ_0	δ_l	δ_q	δ_π		μ_l	μ_q	μ_π	μ_h
	-0.0008	0.4007	0.1856	0.3609		0.0001	0.0011	0.0007	0.0082
VAR 过程状态变量系数					VAR 过程协方差矩阵				
ϕ	l_{t-1}	q_{t-1}	π_{t-1}	h_{t-1}	Σ	l_t	q_t	π_t	h_t
l_t	0.9912	0	0	-0.0024	l_t	0.0004	0	0	0
q_t	-0.0154	0.8435	0	-0.0029	q_t	0	0.0006	0	0
π_t	-0.0315	-0.0492	0.9729	-0.0073	π_t	0	0	0.0005	0
h_t	-0.0151	-0.2048	0.0029	0.8080	h_t	0	0	0	0.0009
风险价格的固定部分					工业增加值方程系数				
λ_0	λ_{0l}	λ_{0q}	$\lambda_{0\pi}$		$\mu_{\hat{f}}$	$\varphi_{\hat{f}l}$	$\varphi_{\hat{f}q}$	$\varphi_{\hat{f}\pi}$	$\varphi_{\hat{f}h}$
	-0.0001	0.0009	0.0007		-0.0037	-0.1778	-1.1972	0.0325	0.5305
风险价格的时变部分					观测误差				
λ_1	l_t	q_t	π_t		σ_y	$\sigma_{\hat{\pi}}$	$\sigma_{\hat{f}}$		
l_t	0	0	0		0.00004	0.0011	0.0021		
q_t	0	-0.1522	0						
π_t	0	0	0						

3.3 模型比较

进一步，我们通过两个角度来说明本文模型所做改进的意义，一个方面是从统计角度，通过模型拟合度证明本文模型优于张成模型和未设定通胀因子的非张成模型，另一个方面是从经济角度，通过名义利率的分解证明本文模型优于张成模型和未设定通胀因子的非张成模型。

3.3.1 模型拟合精度

表 4 给出了三个模型估计的拟合度，后两者模型的基本设定和本文模型基本一致，仅仅在非张成因子和通货膨胀状态因子上不同 (限于篇幅，具体模型设定可向作者索取)，我们通过计算平均绝对误差 MAE 和均值误差平方根 RMSE 两个指标来衡量模型拟合度。

从表 4 中我们可以看到，虽然三个模型的 MAE 和 RMSE 两个拟合指标在所有期限上都小于 1 个 bps，但是本文模型在拟合度上总体优于张成模型和未设定通胀因子的非张成模型，本文模型具有比较好的拟合度。

3.3.2 名义利率分解

从前文论述可知，我们可以通过名义利率分解来获取利率中的隐含信息。我们进一步通过比较隐含信息，从经济上对模型进行对比考察。

因为本文模型以月度连续复利形式进行拟合，以 1 个月为 1 期，因此我们以 1 个月即期

利率作为无风险短期利率,通过式(7)–(8)对名义即期利率进行分解,可以得到实际利率、通货膨胀预期、期限溢酬三个部分。表 5 给出了三个模型提取出的名义利率中隐含的实际利率、通胀预期、期限溢酬时间序列的样本平均值。

表 4 国债收益率样本内拟合结果 (1bps= 0.01%)

期限	MAE (bps)			RMSE (bps)		
	本文模型	张成模型	未设定通胀因子的非张成模型	本文模型	张成模型	未设定通胀因子的非张成模型
1 年期	0.2562	0.2621	0.2503	0.3512	0.3601	0.3433
3 年期	0.2917	0.2938	0.2892	0.3906	0.3949	0.3900
5 年期	0.3883	0.3890	0.4000	0.4648	0.4638	0.4745
7 年期	0.2558	0.2547	0.2586	0.3141	0.3136	0.3170
10 年期	0.1795	0.1774	0.1714	0.2408	0.2429	0.2368
平均	0.2508	0.2517	0.2516	0.3314	0.3329	0.3329

表 5 名义即期利率分解

期限	名义利率均值 (%)	实际利率均值 (%)			通货膨胀预期均值 (%)			期限溢酬均值 (%)		
		本文模型	张成模型	未设定通胀因子的非张成模型	本文模型	张成模型	未设定通胀因子的非张成模型	本文模型	张成模型	未设定通胀因子的非张成模型
1 年期	2.7121	0.4358	0.4035	—	2.1768	2.2398	—	0.0995	0.0688	0.1895
3 年期	3.0502	0.5985	0.5000	—	2.0568	2.2276	—	0.3949	0.3226	0.5630
5 年期	3.3140	0.7528	0.5932	—	1.9138	2.1568	—	0.6474	0.5640	0.8309
7 年期	3.4921	0.8954	0.6738	—	1.7732	2.0836	—	0.8235	0.7347	0.9896
10 年期	3.6052	1.0854	0.7752	—	1.5789	1.9885	—	0.9409	0.8415	1.0545

注:为便于和相关文献对比,此处将月度利率转换为年化利率。这里的均值数据是时间序列的样本均值。

首先,我们可以看到,三个模型具有一些相似的统计特征:首先,通胀预期在名义利率中占的比重比较大,说明通胀预期对名义利率的影响比较大;其次,通胀预期随期限的上升而下降,这和 2011 年后通胀下降并处于较低水平有关,2011 年后通货膨胀率快速下降,并逐步趋向于平稳,2012 年后通货膨胀率同比一直维持在 2% 附近;第三,实际利率为正,说明在样本区间内通胀水平较低、央行的基准利率较高,央行采取了相对紧缩的货币政策;第四,期限溢酬随期限上升,说明长期期限溢酬包含了更多的投资者对长期风险预期的信息,投资者在持有国债的时候常常会包含对未来经济状况的担忧,从而增加风险补偿,符合流动性偏好理论。

三个模型在描述国债利率上表现出比较一致的统计特征,说明本文模型的设定是合理的,但我们进一步比较名义利率中提取的隐含信息,可以发现本文模型的优势:

首先,从表 5 可以看出,未设定通胀因子的非张成模型因为没有引入通货膨胀状态变量,所以无法提取通胀预期信息,仅能获得期限溢酬信息,这和现有文献中大多数利率期限结构模型类似,无法对利率进行细致的分解;其次,张成模型的期限溢酬小于本文模型和未设定通胀因子的非张成模型,这是因为张成模型没有包含非张成因子,缺失了这部分信息。

事实上,国内目前相关文献主要属于张成模型,而国外现有主要的非张成因子模型则未引入通货膨胀变量,因此本文模型可以说是对这两类模型的综合改进和拓展,无论从统计角度和经济角度而言都要更加合理。

3.4 模型的应用：名义利率的分解

在验证本文模型的合理性和优势之后，我们来探索模型的应用。由于对名义利率的分解是模型应用的基础，因此在这个部分，我们首先对表 8 中名义利率分解得到的实际利率、通胀预期、期限溢酬三个部分进行深入的分析，运用本文模型提取的隐含信息如图 1、2、3。

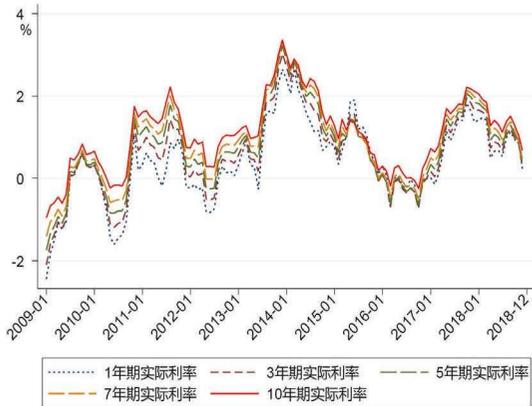


图 1 模型隐含的实际利率

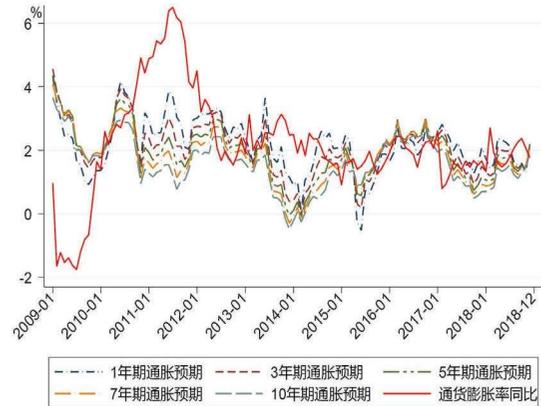


图 2 模型隐含的通胀预期

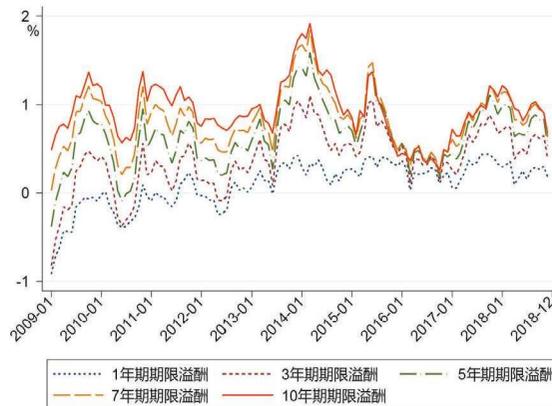


图 3 模型隐含的期限溢酬

3.4.1 实际利率分析

从图 1 可以看出，不同期限的隐含实际利率值都比较接近，其中最主要的特征是：除了在 2009 年到 2010 年，中国市场曾经出现显著为负的实际利率，在 2010 年后的绝大多数时间里，实际利率都大于零，表现为正的实际利率。为了验证这一数据结果是否符合现实，我们采用费雪方程式：名义利率 = 实际利率 + 通货膨胀预期 (Fisher, 1876)^[32]，将 1 年期名义利率扣除来自 Wind 数据库的通货膨胀率预期值，获得粗略的 1 年期实际利率，得到的序列平均值为 0.4633%，而本文模型提取出的 1 年期实际利率的序列平均值为 0.4358%，非常接近，说明确实存在样本期内实际利率为正的情况。我们认为这一现象的原因在于：一方面，样本期内我国的通货膨胀率处于一个比较低的水平，2011 年后，通货膨胀率急剧下降并处于低位；另一方面，也说明我国央行在此期间的货币政策还是相对稳健，并未过度宽松，从而使得实际利率整体为正。

3.4.2 通胀预期分析

图 2 给出了运用本文模型从名义利率中提取出的不同期限的隐含通胀预期的时间序列,并与实际观测到的通货膨胀同比时间序列进行对比。可以看出,名义利率隐含的通胀预期具有三个特征:第一,各期限的隐含通胀预期走势比较类似,但利率的期限越长,其隐含的通胀预期越低,图 4 中的隐含通胀预期从高到低,依次为 1 年到 10 年,这意味着样本期内市场认为长期通胀会走低,这一结果也与样本期内的整个市场盛行的观点是一致的;第二,与实际的通货膨胀率相比,本文模型提炼得到的隐含通胀预期与实际的通货膨胀率有时不太一致,但有时也呈现出一定的先行特征,如 2011 年到 2013 年,尽管取值并不完全一致,但在趋势变化上通胀预期有一定的预判性;第三,与实际的通货膨胀率相比,隐含的通胀预期取值范围相对狭窄,但波动更为频繁,可能受到市场情绪变化的影响较大。

3.4.3 期限溢酬分析

图 3 描绘了运用本文模型从名义利率中提取出的不同期限的隐含期限溢酬的时间序列。可以看出,样本期内的隐含期限溢酬具有如下特征:与流动性偏好理论一致,样本期内我国利率市场呈现期限越长,期限溢酬越高的特征。短期利率隐含的期限溢酬一般低于长期利率隐含的期限溢酬。从图 3 中,我们还可以看到,样本期内的隐含期限溢酬的第三个特征是:各期限的隐含期限溢酬变化比较同步,并且明显呈现出与宏观经济状况反向变化的特征:例如 2010 年到 2011 年、2013 年到 2014 年初、2017 年到 2018 年,宏观经济状况相对不佳时,期限溢酬趋于上升;而在 2014 年到 2015 年、2018 年经济状况改善的年份,期限溢酬则趋于下降。这和期限溢酬的经济本质是一致的:作为承担风险所要求的补偿,经济状况不佳意味着投资者面临的风险增大,自然要求更高的期限溢酬;反之亦然。此外,我们还可以发现在中央银行推出刺激政策的时候,国债利率的期限溢酬会迅速下降,例如 2009 年中到 2010 年、2015 年中到 2016 年。

3.5 模型的应用:理解“格林斯潘之谜”

2004 年到 2005 年,时任美联储主席的格林斯潘发现短期利率上升、长期利率下降的异常现象,这一现象被称为“格林斯潘之谜”。在美国国债市场上多次发生利率曲线平坦或者倒挂的情况, Bernanke (2004, 2006)^[33-34] 认为一旦“格林斯潘之谜”出现,长期利率变化不敏感,会严重影响央行决策。

这一现象不仅仅出现在美国。在中国,也发生了多次“格林斯潘之谜”现象,例如 2011 年 8 月、2014 年末到 2015 年初、2017 年 12 月等,因为中国国债市场有自身的特点,因此又将在中国发生的“格林斯潘之谜”,称为中国式“格林斯潘之谜”(姚余栋和李宏瑾, 2011)^[35]。当“格林斯潘之谜”出现之后往往预示未来经济的衰退,具有重要的经济含义和研究价值。

一些国外研究将“格林斯潘之谜”归咎于利率曲线无法有效传导货币政策,即央行对短期利率的调整无法及时传导到长期利率,例如 Thornton (2018)^[36] 认为正是因为央行采取短端利率为工具的价格型货币政策才导致格林斯潘之谜的出现,也有一些国外学者,例如 Joslin (2018)^[37] 认为可能是波动率导致“格林斯潘之谜”的出现。在国内的研究中,张雪莹 (2014)^[38] 认为国债期限溢酬走低导致“格林斯潘之谜”的出现,卢霖和刘卓识 (2017)^[39] 认为中长期利率对短期利率不敏感导致了“格林斯潘之谜”的出现。综合国内外研究方法,基于上一节我们从本文模型中提取分解得到的隐含信息,我们可以进一步探究中国“格林斯潘之谜”形成的原因。

3.5.1 期限利差的分解与格林斯潘之谜

通常我们用利率曲线斜率来描述长短期利率之间的变化，用长短期利率之差构造的期限利差来近似描述利率曲线斜率，也可以将其用于刻画“格林斯潘之谜”带来的极端曲线斜率变化。通过本文模型所进行的分解，我们发现：中国市场上样本期内期限利差的变化主要来自通胀预期之差和期限溢酬之差的变化，尤其是长期通胀预期和短期期限溢酬的变化。

首先，通过前文名义利率的分解，期限利差又可以表示为实际利率之差、通胀预期之差、期限溢酬之差的和，即：期限利差 = 实际利率之差 + 通胀预期之差 + 期限溢酬之差。我们以 10 年期即期利率减去 1 年期即期利率构造期限利差，同样构造实际利率之差、通胀预期之差和期限溢酬之差。通过相关性分析（限于篇幅，具体结果可向作者索取），可以发现期限利差主要受到通胀预期之差和期限溢酬之差的影响，相关系数分别为 0.5785、0.5568。并且，通过时间序列分析，我们发现期限利差和通胀预期差、期限溢酬差的走势相似，如图 4 所示。

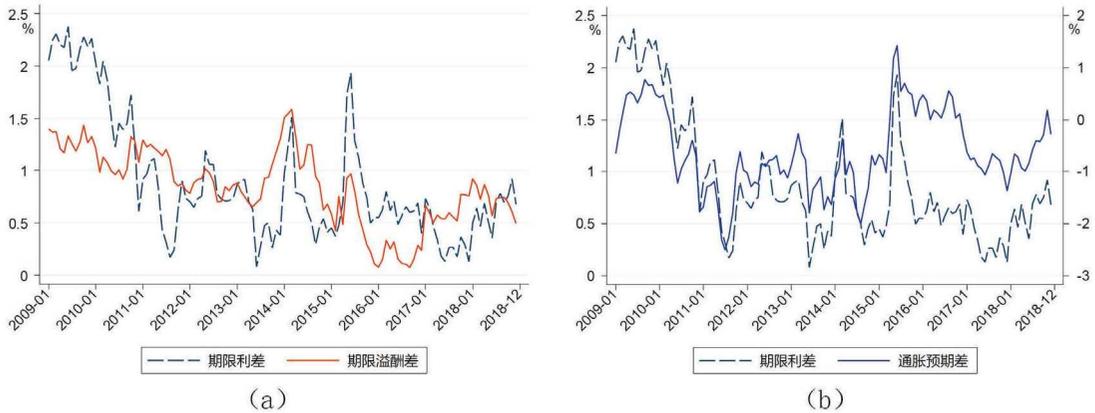


图 4 期限利差与名义利率隐含的期限溢酬差、通胀预期差的走势

其次，为了进一步探究更确切的影响因素，我们将利率中更为细致的隐含信息和期限利差进行进一步的相关性分析（限于篇幅，具体结果可以向作者索取）。可以发现 1 年期期限溢酬和期限利差呈现比较明显的负相关性，为 -0.6466 ，而 10 年期通胀预期和期限利差呈现正相关性，为 0.4469 ，说明斜率曲线趋于平缓的“格林斯潘之谜”主要是来自于 1 年期期限溢酬和 10 年期通胀预期的变化，而 1 年期期限溢酬的相关性更大，从上一节的分析我们知道，通胀预期差主要包含通货膨胀的信息，期限溢酬主要包含宏观经济的信息，这意味着投资者对短期经济风险和长期通胀的担忧，是期限利差变化的主要原因，因而也是解释“格林斯潘之谜”的主要可能因素。

3.5.2 中国“格林斯潘之谜”的案例析

利用本文模型提取的隐含信息，我们再来具体分析在这个样本区间内发生的几次典型“格林斯潘之谜”现象：2011 年 8 月 31 日、2015 年 2 月 28 日、2017 年 12 月 31 日这三个时间点发生的“格林斯潘之谜”（限于篇幅，即期收益率曲线可以向作者索取或从 Wind 数据库下载），的确是通胀预期、期限溢酬的作用导致了“格林斯潘之谜”的出现。

首先，2011 年 8 月发生的“格林斯潘之谜”主要受到通胀预期的影响。在 2011 年 8 月 31 日期限利差缩小，10 年期即期利率和 1 年期即期利率之间只相差了 16.87 个基点，出现“格林斯潘之谜”现象。而观察本文模型提取出的隐含信息，我们会发现，在 2011 年 8 月，隐含的实际利率差为 1.3554% ，高于历年平均值，隐含的通胀预期差为 -2.2621% ，低于历年平均值，隐

含的期限溢酬差为 1.1030%，高于历年平均值，我们发现主要是通胀预期差下降导致了利差缩小，其中 1 年期通胀预期 3.0361%，10 年期通胀预期为 0.7739%，所以 2011 年 8 月发生的“格林斯潘之谜”主要和长期通胀预期下降有关，长期通胀预期的下降，导致了隐含通胀预期差的下降，也直接导致了“格林斯潘之谜”现象的出现。

其次，2014 年底到 2015 年底发生的“格林斯潘之谜”主要和期限溢酬有关。利率曲线呈现左高中间低右高的形态，利率曲线在短期端出现明显的倒挂，这和上文分析的 2011 年 8 月 31 日的利率曲线形态不同。我们仍然从名义利率中提取的隐含信息入手来分析。前文中我们已经发现期限利差和期限溢酬之差、通胀预期之差的走势相似。观察图 4 (a)，我们注意到期限溢酬差在 2014 年 1 月到 2015 年 2 月之间处于逐步下降的过程，到 2015 年 2 月跌到谷底，期限溢酬差为 0.4244%，远远低于历年平均值，1 年期期限溢酬的快速上升，导致期限溢酬差的减少，从而降低了期限利差，期限溢酬差对期限利差短端的影响超过了通胀预期差，从而导致利率曲线短端倒挂现象的出现，所以 2015 年 2 月发生的“格林斯潘之谜”主要和短期期限溢酬上升有关。

再次，2017 年末发生的“格林斯潘之谜”和通胀预期、期限溢酬都有关系，是更为极端的例子。在 2017 年 12 月底我国的国债利率曲线出现的利率倒挂情况，短期利率不仅仅处于高位，且短期利率高于中长期利率。对于 2017 年 12 月 31 日所表现出来的特点，我们仍然根据名义利率中提取的隐含信息进行分析，我们发现在 2017 年 12 月，名义利率中隐含的通胀预期差为 -1.3696% ，隐含的期限溢酬差为 0.7569% ，都明显低于历年平均值，长期通胀预期的下降和短期期限溢酬的上升，两者的共同作用导致了利率曲线的走平，所以 2017 年 12 月发生的“格林斯潘之谜”和短期期限溢酬、长期通胀预期都有关系。

从以上的分析可以看出，名义利率隐含的期限溢酬和通胀预期明显影响了利率曲线的形状，在极端情况下可能出现“格林斯潘之谜”。对于央行而言，如果希望管理利率曲线，有效实施货币政策，需要关注名义利率中隐含的期限溢酬和通胀预期信息。

3.5.3 隐含信息的影响因素

如果要关注并对期限溢酬和通胀预期进行管理，就需要探索是哪些因素可能影响到这些隐含信息。我们知道通胀预期主要包含通货膨胀的未来信息，如周生宝等 (2015)^[40] 从名义利率中分解得到的通胀预期信息与真实通胀率变化基本一致，因此更值得深入考察的是期限溢酬的影响因素。我们的研究发现：(1) 与长期期限溢酬相比，短期期限溢酬对宏观经济变量更为敏感，且和 GDP 同比、M2 同比均呈现负相关性；(2) 期限溢酬差主要包含了经济增长和货币政策的信息。

从经济内涵上说，可能影响期限溢酬的因素必然和宏观经济、货币政策有关，因此我们分别选取本文模型隐含的 1 年期期限溢酬和 10 年期期限溢酬作为短期和长期期限溢酬的代表性变量，选取 GDP 同比和 CPI 同比作为宏观经济变量代表性指标，选取 M2 同比作为货币政策指标，进行相关性分析 (限于篇幅，具体结果可以向作者索取)。首先，模型隐含的 1 年期期限溢酬与 GDP 同比、M2 同比的相关性明显大于 10 年期期限溢酬，我们认为主要原因是经济增长和货币政策的变化相对短期，与短期期限溢酬相关性更高是合乎经济直觉的；其次，长短期期限溢酬与宏观增长和货币政策变量的相关性正好相反：1 年期期限溢酬和 GDP 同比、M2 同比负相关，10 年期期限溢酬则与这两个变量正相关，这也是符合经济原理和直觉的：在宏观经济趋于增长、货币供应趋于增加时，投资者的短期风险厌恶下降，短期投资意愿增强，从而更多地持有短期债券，卖出长期债券，从而对应着短期期限溢酬的下降和长期期限溢酬的上升，

反之亦然。

进一步地，将期限溢酬之差对宏观经济和政策变量进行回归考察影响因素，如表 6 所示。

表 6 期限溢酬差对宏观经济和政策变量的线性回归结果

回归模型	GDP 同比	CPI 同比	M2 同比	调整 R^2
模型 1	0.1353*** (0.0269)			0.2811
模型 2		0.0137 (0.0357)		0.0048
模型 3			0.0440*** (0.0049)	0.3043

从表 6 可以看出，CPI 同比的回归系数不显著异于零，而 GDP 同比和 M2 同比的回归系数则显著为正，再次说明本文进行的名义利率分解是有效的，期限溢酬之差不含有通货膨胀的信息，而主要受到短期经济增长和货币政策的影响。

综合上文的分析，若要管理和应对“格林斯潘之谜”，可以尝试从以下两个方面入手：

(1) 货币政策。由于短期期限溢酬受到货币政策的影响，且和 M2 同比负相关，因此可以通过调整货币供应量来影响短期期限溢酬，从而影响期限利差，缓解利率倒挂。

(2) 市场通胀预期。由于在期限溢酬之外，期限利差也受到长期通胀预期的影响。通货膨胀率是重要的经济运行指标，会影响消费和投资，通胀预期信息对利率具有明显的作用，因此可以通过市场引导合理的通胀预期，进而影响期限利差，减少“格林斯潘之谜”现象的出现。

4 结论

张成假说是近年来利率期限结构模型领域研究的热点问题，但是在国内外的研究中仍然存在争议。本文在国内外研究的基础上，基于 2009 年 1 月至 2018 年 12 月国债即期利率和经济变量等样本数据，探索中国市场上的非张成特征，并基于此构建符合中国市场特征的带有通胀因子的非张成利率期限结构模型，探索中国市场利率中的隐含信息与可能运用，我们发现：

第一，尽管中国利率曲线中已经蕴含了经济增长、通货膨胀、货币政策、宏观审慎、股市、汇市、债券供给（财政政策）等丰富信息，利率曲线本身对未来超额收益已经具有显著预测力，但经济增长的信息并未完全反映在同期利率曲线的横截面上，以工业增加值同比为代表的经济增长变量表现出显著的非张成特征，并且工业增加值同比不仅仅包含了利率曲线的信息，还包含了利率曲线以外具有预测债券超额收益的非张成信息；

第二，本文构建的包含隐含非张成因子和通胀状态因子的非张成利率期限结构模型，无论是和目前国内主流的张成模型相比，还是和国外目前的非张成模型相比，在统计拟合度和隐含信息提取方面均具有优势。

第三，基于本文构造的模型可以对名义利率进行分解，提取出实际利率、通胀预期、期限溢酬等隐含信息，这些信息有着重要的意义和作用，其中短期期限溢酬和长期通胀预期有助于解释“格林斯潘之谜”，而短期期限溢酬主要受到短期宏观经济增长和货币供应的影响，可以从货币政策和市场通胀预期两个角度管理和应对“格林斯潘之谜”。

[参考文献]

- [1] Ang A, Piazzesi M. A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(4): 745-787.
- [2] Bauer M D, Hamilton J D. Robust bond risk premia [J]. *The Review of Financial Studies*, 2018, 31(2): 399-448.

- [3] Cooper I, Priestley R. Time-varying risk premiums and the output gap [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(7): 2801–2833.
- [4] Joslin S, Priebsch M, Kenneth J S. Risk premiums in dynamic term structure models with unspanned macro risks [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(3): 1197–1233.
- [5] Greenwood R, Vayanos D. Bond supply and excess bond returns [J]. *The Review of Financial Studies*, 2014, 27(3): 663–713.
- [6] Ludvigson S C, Ng S. Macro factors in bond risk premia [J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(12): 5027–5067.
- [7] Kim D H. Challenges in macro-finance modeling [J]. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 2007, 91(240): 519–544.
- [8] Wright J H. Term premia and inflation uncertainty: Empirical evidence from an international panel dataset [J]. *American Economic Review*, 2011, 101(4): 1514–1534.
- [9] Duffee G R. Information in (and not in) the term structure [J]. *Review of Financial Studies*, 2011, 24(9): 2895–2934.
- [10] Li C, Niu L, Zeng G. A Generalized arbitrage-free Nelson-Siegel term structure model with macroeconomic fundamentals [EJ]. *SSRN Electronic Journal*, 2011, DOI: 10.2139/ssrn.1787262.
- [11] Gürkaynak R S, Wright J H. Macroeconomics and the term structure [J]. *Journal of Economic Literature*, 2012, 50(2): 331–367.
- [12] Cieslak A, Povala P. Expected returns in treasury bonds [J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 28(10): 2859–2901.
- [13] Coroneo L, Giannone D, Modugno M. Unspanned macroeconomic factors in the yield curve [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2016, 34(3): 472–485.
- [14] Bauer M D, Rudebusch G D. Resolving the spanning puzzle in macro-finance term structure models [J]. *Review of Finance*, 2016, 21(2): 511–553.
- [15] 郑振龙, 廖木英, 陈蓉, 黄海峰. 潜藏因子的信息含量: 来自中国国债市场的证据 [J]. *系统工程理论与实践*, 2016, 36(1): 44–54.
- [16] 牛霖琳, 洪智武, 陈国进. 地方政府债务隐忧及其风险传导 — 基于国债收益率与城投债利差的分析 [J]. *经济研究*, 2016, 51(11): 87–99.
- [17] 杨镇瑛, 施建淮, 宁叶. 期限溢价的跨境传递和中美长期利率的联动 — 基于“非跨越宏观因子”期限结构模型的研究 [J]. *金融经济研究*, 2017, 32(3): 5–15.
- [18] 苏云鹏, 杨宝臣, 周方召. 我国市场债券收益的可预测性及其经济价值研究 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(4): 27–52.
- [19] 郑振龙. 资产价格隐含信息分析框架: 目标、方法与应用 [J]. *经济学动态*, 2012, (3): 33–40.
- [20] 曾耿明, 牛霖琳. 中国实际利率与通胀预期的期限结构 — 基于无套利宏观金融模型的研究 [J]. *金融研究*, 2013, (1): 24–37.
- [21] 郑振龙, 黄珊珊, 史若燃. 通胀预期: 金融市场隐含信息的视角 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018, 18(1): 51–70.
- [22] Cochrane J H, Piazzesi M. Bond risk premia [J]. *American Economic Review*, 2005, 95(1): 138–160.
- [23] 魏璋. 宏观审慎政策对货币政策向债券市场传导的影响研究 [J]. *学习与探索*, 2018, (5): 113–120+176.
- [24] 刘志洋. 宏观审慎视角下的准备金制度研究 — 新兴市场国家经验借鉴与中国实证分析 [J]. *云南财经大学学报*, 2014, 30(5): 91–100.
- [25] 肖立伟. “货币政策 + 宏观审慎政策” 双支柱政策的相互作用和协调 [J]. *上海金融*, 2018, (9): 1–14.
- [26] Kim D H, Wright J H. An arbitrage-free three-factor term structure model and the recent behavior of long-term yields and distant-horizon forward rates [EJ]. *Finance and Economics Discussion*, 2005, DOI: 10.17016/FEDS.2005.33.
- [27] 郑振龙, 吴颖玲. 中国利率期限溢酬: 后验信息法与先验信息法 [J]. *金融研究*, 2009, (10): 72–86.

- [28] Dai Q, Singleton K J. Expectation puzzles, time-varying risk premia, and affine models of the term structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 63(3): 415–441.
- [29] Lee J. Risk premium information from treasury-bill yields [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2018, 53(1): 437–454.
- [30] Duffee G R. Expected inflation and other determinants of Treasury yields [J]. *The Journal of Finance*, 2018, 73(5): 2139–2180.
- [31] 牛霖琳, 林木材. 中国超长期国债的相对流动性溢价与收益率曲线的结构性建模 [J]. *金融研究*, 2017, (4): 17–31.
- [32] Fisher I. *Appreciation and Interest: A Study of the Influence of Monetary Appreciation and Depreciation on the Rate of Interest with Applications to the Bimetallic Controversy and the Theory of Interest* [M]. American Economic Association, 1896.
- [33] Bernanke B S. Gradualism [R/OL]. A Speech Delivered at An Economics Luncheon Co-Sponsored by the Federal Reserve Bank of San Francisco (Seattle Branch) and the University of Washington, 2004, <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/200405202/default.htm>.
- [34] Bernanke B S. Reflections on the yield curve and monetary policy [R/OL]. Speech before the Economic Club of New York, 2006, <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20060320a.htm>.
- [35] 姚余栋, 李宏瑾. 中国式“格林斯潘之谜”[J]. *财经*, 2011, (29): 32–34+36.
- [36] Thornton D L. Greenspan’s conundrum and the fed’s ability to affect long-term yields [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2018, 50(2–3): 513–543.
- [37] Joslin S. Can unspanned stochastic volatility models explain the cross section of bond volatilities? [J]. *Management Science*, 2018, 64(4): 1707–1726.
- [38] 张雪莹. 国债期限溢价的影响因素研究 — 兼论中国式“格林斯潘之谜”[J]. *债券*, 2014, (10): 48–55.
- [39] 卢霖, 刘卓识. 预期和风险溢价的启示 — 中国国债收益率曲线分解研究 [J]. *金融评论*, 2017, 9(4): 98–111.
- [40] 周生宝, 王雪标, 郭俊芳. 我国国债市场的通胀预期研究 — 基于宏观金融仿射无套利期限结构模型 [J]. *数理统计与管理*, 2015, 34(4): 719–729.